

TÁC ĐỘNG BẤT ĐỐI XỨNG CỦA TỶ GIÁ ĐẾN CÁN CÂN THƯƠNG MẠI VIỆT NAM

Phạm Thị Tuyết Trinh

Trường Đại học Ngân hàng Tp.HCM

Email: trinhptt@buh.edu.vn

Ngày nhận: 07/01/2018

Ngày nhận bản sửa: 20/3/2018

Ngày duyệt đăng: 25/4/2018

Tóm tắt:

Nghiên cứu làm sáng tỏ tính bất đối xứng của tác động tỷ giá đến cán cân thương mại Việt Nam trong giai đoạn tháng 1 năm 2009 đến tháng 12 năm 2016 bằng cách sử dụng mô hình phân phối trễ tự hồi quy theo tiếp cận đường bao của Pesaran & cộng sự (2001) dưới dạng phi tuyến tính. Kết quả nghiên cứu cho thấy tỷ giá có tác động bất đối xứng đến cán cân thương mại trong cả ngắn và dài hạn. Trong dài hạn, tỷ giá tăng và giảm đều ảnh hưởng đến cán cân thương mại theo kỳ vọng nhưng tỷ giá giảm có tác động mạnh gấp 6 lần tỷ giá tăng. Trong ngắn hạn, tỷ giá tăng không ảnh hưởng đến cán cân thương mại trong khi tỷ giá giảm có ảnh hưởng rất mạnh. Hiệu ứng đường cong J cũng được tìm thấy dưới dạng toàn phần.

Từ khóa: Bất đối xứng, tỷ giá, cán cân thương mại, Việt Nam.

Asymmetric Impact of Exchange Rate on Trade Balance in Vietnam

Abstract:

The study investigates asymmetric impact of exchange rate on trade balance of Vietnam in the period from January 2009 to December 2016 by employing non-linear form of bound testing approach to autoregressive distributed lag model (ADRL) developed by Pesaran et al. (2001). The results show that exchange rate has asymmetric impact on trade balance in both short- and long- run. In the long run, appreciation and depreciation of VND have negative impacts on trade balance but the impact of the former is six times more than that of the latter. In the short run, the impact of appreciation is not significant while that of depreciation is dramatically positive. The J curve effect also found to be in a complete form.

Keywords: Asymmetric, exchange rate, trade balance, Vietnam.

JEL: F31, F32, F40

1. Giới thiệu

Tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại được giải thích theo tiếp cận hệ số co giãn và tiếp cận hấp thụ. Theo đó, phá giá nội tệ khi nền kinh tế chưa đạt đến trạng thái toàn dụng được khuyến nghị là một trong những chính sách đáng cân nhắc để cải thiện tình trạng cán cân thương mại. Tại Việt Nam, Lord (2002), Phạm Thị Tuyết Trinh (2014), Phan Thanh Hoan & Jeong (2015), Nguyễn Quang My & cộng sự (2017), Thom Thị Xuan (2017) cũng đã

cho thấy đồng Việt Nam (VND) giảm giá thực sẽ cải thiện cán cân thương mại. Kết quả này cũng thống nhất với nhiều nghiên cứu tại các nền kinh tế khác như Bahmani-Oskooee (2001), Jung & Doroodian (1998), Hooper & cộng sự (2000), Rose & Yellen (1989).

Từ sau khủng hoảng 2008, trong khi VND có xu hướng lên giá thực mạnh mẽ, cán cân thương mại lại từng bước được cải thiện. Như vậy, phải chăng diễn biến tỷ giá đang cản trở quá trình cải thiện cán cân

thương mại? Câu trả lời sẽ rất rõ ràng khi dựa trên các kết quả đã được tìm thấy trước đó do giả định ngầm về tính đối xứng của các mô hình tuyến tính được sử dụng, bao gồm cả những nghiên cứu cho Việt Nam. Tính đối xứng này hàm ý rằng tác động của tỷ giá tăng và tỷ giá giảm đến cán cân thương mại là khác nhau về chiều hướng nhưng như nhau về mức độ. Tuy nhiên, gần đây Arize & cộng sự (2017), Bahmani-Oskooee & Fariditavana (2015 và 2016), Bahmani-Oskooee & cộng sự (2016), Demian & Di-Mauro (2015) đã sử dụng mô hình phi tuyến tính chứng minh rằng tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại không có tính đối xứng do kỳ vọng của nhà xuất nhập khẩu khi tỷ giá tăng và khi tỷ giá giảm là khác nhau. Điều này đặt ra nghi vấn giảm giá nội tệ có thể cải thiện cán cân thương mại nhưng tăng giá nội tệ chưa hẳn đã làm xấu đi cán cân thương mại.

Nghiên cứu được thực hiện nhằm làm sáng tỏ tính bất đối xứng của tỷ giá đến cán cân thương mại Việt Nam bằng cách sử dụng mô hình mô hình phân phối trễ tự hồi quy (ADRL) theo tiếp cận đường bao ở dạng phi tuyến nhằm giải quyết hai khoảng trống nghiên cứu: (i) Tác động bất đối xứng của tỷ giá đến cán cân thương mại bằng dữ liệu gộp chưa được làm sáng tỏ; (ii) Các nghiên cứu về vấn đề này tại Việt Nam chỉ mới tiếp cận các mô hình tuyến tính.

2. Cơ sở lý luận và tổng quan nghiên cứu

2.1. Tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại: tiếp cận hệ số co giãn và hấp thụ

Điều kiện Marshall-Lerner và hiệu ứng đường cong J theo tiếp cận hệ số co giãn phân tích ảnh hưởng của giá tương đối giữa hàng trong nước so với hàng nước ngoài đến cán cân thương mại. Do tỷ giá thực được tính là tỷ giá danh nghĩa - tỷ lệ trao đổi giữa hai đồng tiền¹ - điều chỉnh theo chênh lệch mức giá trong nước và nước ngoài, nên cho thấy được tương quan mức giá chung trong nước so với mức giá chung nước ngoài (Edward, 1989). Điều kiện Marshall-Lerner, vì vậy, cho thấy tác động của phá giá thực nội tệ (trong chế độ tỷ giá cố định) hoặc giảm giá thực nội tệ (trong chế độ tỷ giá thả nổi) đến cán cân thương mại. Với giả định co giãn từ phía cung với giá là vô hạn, điều kiện này cho rằng nội tệ giảm giá thực sẽ cải thiện cán cân thương mại khi tổng hệ số co giãn với giá của cầu hàng hóa xuất khẩu và nhập khẩu lớn hơn 1.

Nhiều nghiên cứu thực nghiệm tại các nền kinh

tế phát triển và đang phát triển đã được thực hiện để xác nhận sự đúng đắn của điều kiện Marshall-Lerner trong thực tế. Mặc dù các kết quả nghiên cứu không hoàn toàn thống nhất, đa phần cho thấy điều kiện Marshall-Lerner đúng trong dài hạn (chẳng hạn Bahmani-Oskooee, 2001; Bahmani-Oskooee & Fahang, 1998; Hooper & cộng sự, 2000). Kết quả này hàm ý rằng hệ số co giãn của cầu xuất khẩu và nhập khẩu trong ngắn hạn nhỏ hơn so với trong dài hạn.

Hiệu ứng đường cong J được Magee (1973) phát triển đã giải thích cho hiện tượng này. Magee (1973) cho rằng nội tệ giảm giá gây ra hai hiệu ứng: (i) hiệu ứng giá là sự giảm giá xuất khẩu và sự tăng giá nhập khẩu làm cán cân thương mại xấu đi; (ii) hiệu ứng lượng là sự gia tăng của lượng hàng hóa xuất khẩu và sự sụt giảm của lượng hàng hóa nhập khẩu làm cán cân thương mại được cải thiện. Do người tiêu dùng cần có thời gian để điều chỉnh thói quen tiêu dùng và nhà sản xuất cần có thời gian để gia tăng sản lượng nên trong ngắn hạn, hiệu ứng giá vượt trội hơn so với hiệu ứng lượng, cán cân thương mại xấu đi. Ngược lại, trong dài hạn, hiệu ứng lượng vượt trội hơn so với hiệu ứng giá, cán cân thương mại được cải thiện.

Bổ sung cho tiếp cận hệ số co giãn, tiếp cận hấp thụ - được Harberger (1950) và Laursen & Metzler (1950) phát triển - cho rằng nội tệ giảm giá chỉ cải thiện cán cân thương mại khi nền kinh tế chưa đạt trạng thái toàn dụng, bởi khi đó sản lượng sản xuất cao hơn mức độ hấp thụ của nền kinh tế. Nếu nền kinh tế đã đạt trạng thái toàn dụng, nội tệ giảm giá khó có thể làm tăng sản lượng; cán cân thương mại chỉ được cải thiện khi mức độ hấp thụ giảm xuống. Những lập luận này cho thấy việc kiểm soát sản lượng của nền kinh tế trong mô hình nghiên cứu là cần thiết. Do vậy, mô hình thay thế không hoàn hảo giữa hai nền kinh tế do Goldstein & Kahn (1985) xây dựng, Rose & Yellen (1989) phát triển được sử dụng rộng rãi bởi cho phép xem xét tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại đồng thời có kiểm soát sản lượng nền kinh tế.

2.2. Tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại: bằng chứng thực nghiệm

Các nghiên cứu khám phá tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại bằng thực nghiệm rất đa dạng, khác nhau chủ yếu ở mẫu nghiên cứu (nhiều hoặc một quốc gia), loại dữ liệu thương mại và phương

pháp sử dụng. Các nghiên cứu trước năm 2000 tập trung làm sáng tỏ điều kiện Marshall-Lerner bằng các phương pháp hồi quy căn bản. Các nghiên cứu sau năm 2000 lại chủ yếu khám phá hiệu ứng đường cong J nhờ sự phát triển của các phương pháp định lượng mới như tự hồi quy vectơ (VAR) hay ADRL, đồng liên kết cho VAR. Mặt khác, các nghiên cứu trước 2010 phần lớn sử dụng dữ liệu cán cân thương mại gộp (tính toán theo tổng xuất khẩu và nhập khẩu của nền kinh tế), một số ít sử dụng dữ liệu thương mại song phương hoặc ngành hàng và đã chỉ ra việc tìm thấy tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại còn phụ thuộc vào đối tác thương mại hoặc ngành hàng xem xét. Những kết quả này mở đường cho sự nở rộ của các nghiên cứu sử dụng dữ liệu rời sau năm 2010.

Nghiên cứu cho nhiều nền kinh tế đều chủ yếu cho thấy điều kiện Marshall-Lerner tồn tại trong dài hạn, nhưng hiệu ứng đường cong J hoặc không được tìm thấy, hoặc chỉ được tìm thấy được ở một vài nền kinh tế trong mẫu nghiên cứu (Fang & cộng sự, 2006; IMF, 2006).

Đối với nghiên cứu tập trung vào một nền kinh tế, Nhật Bản và Mỹ là hai nước phát triển thu hút được sự quan tâm của nhiều nhà nghiên cứu. Các nghiên cứu tại Mỹ như Bahmani-Oskoe & Ardalani (2006), Marwah & Klein (1996), Rose & Yellen (1989) cho thấy tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại theo dạng đường cong J không tồn tại, mặc dù tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại trong dài hạn có được tìm thấy. Trong khi đó, các nghiên cứu cho Nhật phần lớn đều ủng hộ hiệu ứng đường cong J cũng như điều kiện Marshall-Lerner, chẳng hạn như Marcus (1989) và Gupta-Kapoor & Ramakrishnan (1999).

Nghiên cứu cho các nền kinh tế đang phát triển đặc biệt thu hút sự quan tâm trong những năm gần đây. Nhiều nghiên cứu cũng đã tìm thấy hiệu ứng đường cong J như Bahmani-Oskoe & Kanitpong (2001) cho trường hợp Thái Lan, Stučka (2004) cho trường hợp Croatia và Petrović & Gligorić (2010) cho trường hợp Serbia. Đối với Việt Nam, Lord (2002), Phạm Thị Tuyet Trinh (2014), Phan Thanh Hoan & Jeong (2015), Nguyễn Quang My & cộng sự (2017) cũng sử dụng các phương pháp hồi quy tuyến tính cho chuỗi thời gian và cho thấy kết quả khá nhất quán về phản ứng có dạng đường cong J của cán cân thương mại với giảm giá trong ngắn và

dài hạn. Gần đây, Thom Thi Xuan (2017) còn tìm thấy phản ứng của cán cân thương mại Việt Nam với phá giá có dạng đường cong S.

2.3. Tác động bất đối xứng của tỷ giá đến cán cân thương mại

Các nghiên cứu thực nghiệm khảo lược ở trên được thực hiện với giả định ngầm về tính đối xứng của tác động tỷ giá đến cán cân thương mại, hàm ý rằng tỷ giá tăng và tỷ giá giảm có ảnh hưởng đến cán cân thương mại với cùng độ lớn và trái chiều nhau. Tuy nhiên, Arize & Malindretos (2012), Sollis (2009) và Sollis & cộng sự (2002) đã chỉ ra rằng tỷ giá có tác động không đối xứng đến nền kinh tế thực. Arize & Malindretos (2012) còn cho rằng tính bất đối xứng phát sinh ở điểm mà tại đó biến động âm và biến động dương trở về trung bình hoặc ở tốc độ điều chỉnh giữa lệch âm và lệch dương (khỏi cân bằng) để trở về với giá trị cân bằng. Đối với mối quan hệ giữa tỷ giá và cán cân thương mại, tính bất đối xứng được thể hiện dưới dạng tỷ giá tăng và tỷ giá giảm ảnh hưởng đến cán cân thương mại theo chiều ngược nhau nhưng không cùng độ lớn; hoặc tỷ giá giảm cải thiện cán cân thương mại nhưng tỷ giá tăng không ảnh hưởng hoặc không làm xấu đi cán cân thương mại và ngược lại tỷ giá tăng làm xấu đi cán cân thương mại nhưng tỷ giá giảm không ảnh hưởng hoặc không cải thiện cán cân thương mại (Bahmani-Oskoe & cộng sự, 2016). Giải thích cho tác động bất đối xứng tập trung vào kỳ vọng khác nhau của nhà xuất nhập khẩu khi tỷ giá tăng và khi tỷ giá giảm.

Bahmani-Oskoe & cộng sự (2016) giải thích trong trường hợp tỷ giá giảm, nội tệ giảm giá, nhà xuất khẩu có thể phản ứng nhanh hơn để đáp ứng sự tăng lên của cầu hàng xuất khẩu bằng cách giảm tồn kho; ngược lại, khi tỷ giá tăng, nội tệ tăng giá, nhà xuất khẩu phải tăng thêm tồn kho mà rất khó để điều chỉnh giảm sản xuất. Nghiên cứu cán cân thương mại song phương giữa Anh và 8 đối tác thương mại của Bahmani-Oskoe & cộng sự (2016) bằng ADRL phi tuyến tính trong giai đoạn tháng 1 năm 1998 đến tháng 11 năm 2015 cũng cho thấy tác động mang tính bất đối xứng của đồng bảng giảm giá và đồng bảng tăng giá. Nhiều nghiên cứu khác của Bahmani-Oskoe được thực hiện tại các nền kinh tế khác nhau bằng ADRL phi tuyến tính ở dạng dữ liệu thương mại song phương và ngành hàng cho thấy thêm bằng chứng về tính bất đối xứng của tác

động này (như Bahmani-Oskooee & Aftab, 2017; Bahmani-Oskooee & Fariditavana, 2016; Bahmani-Oskooee & Baek, 2016).

Demian & Di-Mauro (2015) giải thích tác động bất đối xứng của tỷ giá thông qua sự cứng nhắc của giá cả khi giảm và số lượng khi tăng. Khi tỷ giá giảm, nhà xuất khẩu có thể: hoặc có được lợi nhuận bổ sung cho mỗi đơn vị hàng bán; hoặc giảm giá bán để tăng số lượng hàng bán, tăng thị phần. Do việc thiết lập hệ thống phân phối tốn thời gian và chi phí, nhà xuất khẩu thường lựa chọn có lợi nhuận bổ sung. Điều này lý giải cho sự cứng nhắc của số lượng khi tăng. Ngược lại, tỷ giá tăng làm xuất khẩu giảm khả năng cạnh tranh, nhà xuất khẩu có thể: hoặc chấp nhận giảm số lượng hàng bán ở nước ngoài, giảm thị phần; hoặc giảm giá để giữ thị phần. Nhà xuất khẩu thường rất đắn đo trong việc quyết định mức giảm giá phù hợp nên sẽ rất nhanh chóng nhận diện giảm lượng bán; điều này lý giải cho tính cứng nhắc của giá khi giảm. Do hầu hết điều chỉnh tỷ giá hướng đến tác động khối lượng (Bernard & Jensen, 2004), tỷ giá giảm có khả năng tác động yếu hơn so với tỷ giá tăng. Nghiên cứu của Demian & Di-Mauro (2015) tại 10 nước EU bằng dữ liệu công ty trong giai đoạn 2001-2011 minh chứng tính bất đối xứng của tác động tỷ giá đến cán cân thương mại theo hướng này.

Arize & cộng sự (2017) lại giải thích tác động bất đối xứng dựa trên hành vi trễ trong ngoại thương. Việc thâm nhập sâu hơn vào một thị trường xuất khẩu đi kèm với những cam kết đầu tư nguồn lực lớn hơn cho hoạt động xuất khẩu như đầu tư cơ sở hạ tầng, hệ thống phân phối,... Chi phí đầu tư sẽ không thể được thu hồi nếu công ty dừng hoạt động xuất khẩu. Trong giai đoạn tỷ giá giảm, sẽ có nhiều công ty khác tham gia vào thị trường xuất khẩu làm chi phí ngầm cho việc gia nhập và rút lui thị trường tăng lên; khi giai đoạn tỷ giá giảm qua đi, công ty sẽ lưỡng lự trong việc rời thị trường hoặc tiếp tục ở lại thị trường để thu hồi vốn đầu tư. Trong giai đoạn tỷ giá tăng, nếu quyết định tiếp tục ở lại thị trường, công ty lúc này thường sẽ cố gắng duy trì tình trạng của mình. Hiện tượng trễ trong ngoại thương được đề cập ở đây hàm ý rằng mức doanh thu xuất khẩu tăng trong giai đoạn tỷ giá tăng được kỳ vọng nhỏ hơn mức doanh thu xuất khẩu tăng trong giai đoạn tỷ giá giảm. Nguyên nhân là do khi đối diện với các đối thủ cạnh tranh mới gia nhập thị trường, doanh thu xuất khẩu của những nhà xuất khẩu cũ có thể không

gia tăng đến mức lẽ ra sẽ phải tăng trong trường hợp không có trở ngại nào.

Thêm vào đó, ngược với Demian & Di-Mauro (2015), Arize & cộng sự (2017) cho rằng tỷ giá giảm có tác động mạnh hơn tỷ giá tăng do bất đối xứng của hành vi điều chỉnh theo thị giá. Điều chỉnh theo thị giá hàm ý về cuộc chiến giá giữa các nhà xuất khẩu; các nhà xuất khẩu luôn nhận thức được mức độ cạnh tranh tại thị trường xuất khẩu trước khi ra quyết định điều chỉnh giá. Khi tỷ giá giảm, vì áp lực cạnh tranh, nhà xuất khẩu sẽ giảm giá bán bằng ngoại tệ để gia tăng doanh thu xuất khẩu. Khi tỷ giá tăng, nhà xuất khẩu sẽ điều chỉnh giảm biên lợi nhuận và có thể chấp nhận lỗ để giữ giá bán bằng ngoại tệ, giữ thị phần. Nếu tỷ giá tăng mạnh, việc giảm lợi nhuận lớn hoặc chấp nhận lỗ lớn sẽ khó khăn hơn cho nhà xuất khẩu. Nghiên cứu thực nghiệm của Arize & cộng sự (2017) tại 08 nền kinh tế châu Á bằng dữ liệu gộp trong giai đoạn quý I năm 1980 đến quý IV năm 2013 cho thấy trong dài hạn cán cân thương mại phản ứng với giảm giá mạnh hơn so với tăng giá; trong ngắn hạn, tác động bất đối xứng chỉ xuất hiện ở 4/8 nền kinh tế được nghiên cứu.

3. Phương pháp nghiên cứu

3.1. Mô hình nghiên cứu

Nghiên cứu hồi quy cán cân thương mại với tỷ giá có sản lượng nền kinh tế là biến kiểm soát (mô hình 1). Trong đó, tác động của tỷ giá phản ánh tiếp cận hệ số co giãn, sản lượng nền kinh tế là biến kiểm soát phản ánh cho tiếp cận hấp thụ.

$$TB_t = \alpha + \beta ER_t + \gamma IP_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Mô hình (1) ở dạng log-log để hệ số ước lượng phản ánh tính co giãn của biến phụ thuộc với biến độc lập theo tính đàn hồi của tiếp cận hệ số co giãn.

TB đại diện cho cán cân thương mại được tính là tỷ lệ xuất khẩu so với nhập khẩu. Cách tính này không phản ánh đúng cách tính cán cân thương mại trong cán cân thanh toán - chênh lệch xuất khẩu và nhập khẩu, nhưng là cách tính được sử dụng phổ biến trong nghiên cứu thực nghiệm do có được hai đặc điểm nổi bật: (i) cán cân thương mại tính theo cách này không phụ thuộc vào đơn vị đo lường của xuất khẩu, nhập khẩu và có thể giải thích đồng thời dưới dạng cán cân thương mại danh nghĩa và thực (Bahmani-Oskooee, 1991); (ii) Cách tính này loại trừ trường hợp cán cân thương mại có giá trị âm để có thể sử dụng mô hình dạng log-log. Theo đó, cán cân thương mại thặng dư khi $TB > 1$, cán cân thương

mại thâm hụt khi $TB < 1$ và cân bằng khi $TB = 1$. Dữ liệu giá trị xuất khẩu và nhập khẩu được lấy từ IFS (2017) của IMF.

ER là tỷ giá thực đa phương phản ánh cho khả năng cạnh tranh thương mại của nền kinh tế với phần còn lại của thế giới. ER tăng cho thấy VND lên giá thực; ngược lại, ER giảm cho thấy VND giảm giá thực. Tỷ giá thực đa phương của Việt Nam được lấy từ Bruegel (2017).

IP là chỉ số sản xuất công nghiệp được lấy từ GSO (2017), đại diện cho sản lượng của nền kinh tế. Nghiên cứu sử dụng chỉ số sản xuất công nghiệp do loại dữ liệu này có thể tiếp cận ở tần suất tháng.

Các hệ số ước lượng trong mô hình gồm: α là hằng số; β phản ánh tác động của tỷ giá thực đến cán cân thương mại; γ phản ánh tác động của sản lượng đến cán cân thương mại. Tác động của sản lượng đến cán cân thương mại trong lý thuyết không hoàn toàn thống nhất do: (i) sản lượng tăng làm tăng cầu nhập khẩu; (ii) sản lượng tăng do tăng sức sản xuất từ phía cung có thể tăng xuất khẩu (Caves & cộng sự, 2001). Theo đó, $\gamma > 0$ nếu mức tăng của xuất khẩu vượt trội hơn so với mức tăng của nhập khẩu; ngược lại $\gamma < 0$ nếu mức tăng của nhập khẩu vượt trội hơn so với mức tăng của xuất khẩu.

Dữ liệu cho nghiên cứu được lấy theo tần suất tháng trong giai đoạn tháng 1 năm 2009 đến tháng 12 năm 2016. Giai đoạn sau khủng hoảng 2008 được lựa chọn một mặt để tránh những điểm gãy cấu trúc có thể làm ảnh hưởng đến kết quả ước lượng do tác động của khủng hoảng 2008, mặt khác nhằm làm sáng tỏ giai đoạn gần nhất với tình trạng hiện tại của nền kinh tế.

3.2. Mô hình ADRL phi tuyến tính

Để khám phá tác động ngắn hạn và dài hạn của tỷ giá đến cán cân thương mại, nghiên cứu sử dụng mô hình ADRL theo tiếp cận kiểm định đường bao (bound test) của Pesaran & cộng sự (2001) nhưng dưới dạng phi tuyến tính.

Ở dạng tuyến tính, mô hình (1) được viết lại thành mô hình (2)

$$\Delta TB_t = a + bT + \sum_{j=1}^{p1} c_j \Delta TB_{t-j} + \sum_{j=0}^{p2} d_j \Delta ER_{t-j} + \sum_{j=0}^{p3} e_j \Delta IP_{t-j} + \theta_1 TB_{t-1} + \theta_2 ER_{t-1} + \theta_3 IP_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Trong đó, Δ là sai phân bậc 1, T là xu hướng, j là bậc trễ.

Nghiên cứu phân tách biến ER thành biến tăng (AP) và biến giảm (DE). AP và DE được tính theo công thức tổng riêng phần (3) và (4) được áp dụng trong nghiên cứu của Delatte & Lopez-Villavicencio (2012)

$$AP_t = \sum_{m=1}^t \Delta ER_m^+ = \sum_{m=1}^t \max(\Delta ER_m, 0) \quad (3)$$

$$DE_t = \sum_{m=1}^t \Delta ER_m^- = \sum_{m=1}^t \min(\Delta ER_m, 0) \quad (4)$$

Thay AP và DE cho ER trong mô hình (2), mô hình ADRL trở thành mô hình (5)

$$\Delta TB_t = a + bT + \sum_{j=1}^{p1} c \Delta TB_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{p21} d1_j \Delta AP_{t-j} + \sum_{j=0}^{p22} d2_j \Delta DE_{t-j} + \sum_{j=0}^{p3} e_j \Delta IP_{t-j} + \theta_1 TB_{t-1} + \theta_{21} AP_{t-1} + \theta_{22} DE_{t-1} + \theta_3 IP_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Theo Shin & cộng sự (2014), mô hình (5) được gọi là ADRL phi tuyến tính và các thủ tục thống kê được áp dụng để kiểm định và ước lượng mô hình ADRL phi tuyến tính được phát triển từ mô hình ADRL tuyến tính cũng sẽ tương tự như mô hình ADRL tuyến tính ban đầu của nó. Do vậy, phương pháp được sử dụng để ước lượng tác động ngắn hạn và dài hạn của tác động tỷ giá tăng (AP) và tỷ giá giảm (DE) đến cán cân thương mại (TB) được sử dụng cho mô hình (5) cũng sẽ tương tự như Pesaran & cộng sự (2001).

Bước 1, xác định dạng mô hình (5) gồm: (i) có hoặc không có hằng số a ; (ii) có hoặc không có xu hướng T ; (iii) số lượng bậc trễ $p1, p21, p22, p3$ của $\Delta TB, \Delta AP, \Delta DE$ và ΔIP . Để xác định sự tồn tại của hằng số a và xu hướng T , nghiên cứu sử dụng kiểm định T-ratio. Để xác định số lượng bậc trễ phù hợp, nghiên cứu dùng số lượng bậc trễ tối đa 12 và lựa chọn số bậc trễ tối ưu cho từng tham số dựa vào chuẩn thông tin Akaike nhỏ nhất.

Bước 2, dựa trên dạng mô hình (5) được lựa chọn từ bước 1, kiểm định sự tồn tại quan hệ đồng liên kết bằng kiểm định F với giả thuyết kiểm định: H_0 : Không tồn tại quan hệ đồng liên kết giữa TB, AP, DE và $IP, \theta_1 = \theta_{21} = \theta_{22} = \theta_3 = 0$; H_1 : Tồn tại quan hệ đồng liên kết giữa các biến số, $\theta_1 \neq 0, \theta_{21} \neq 0, \theta_{22} \neq 0, \theta_3 \neq 0$.

Giá trị tới hạn của kiểm định đường bao gồm giá trị tới hạn dưới và giá trị tới hạn trên. Các nghiên

Bảng 1. Thống kê mô tả

	TB	ER	IP
Trung bình	0,953	123,819	120,129
Trung vị	0,984	122,035	118,924
Lớn nhất	1,253	148,080	158,681
Nhỏ nhất	0,717	102,590	75,753
Độ lệch chuẩn	0,099	13,885	20,101
Độ nghiêng	-0,521	0,179	0,130
Độ nhọn	3,284	1,621	2,071
Quan sát	96	96	96

Nguồn: Tính toán của tác giả

cứ trước chủ yếu sử dụng các giá trị tới hạn của Pesaran & cộng sự (2001) thường phù hợp cho qui mô mẫu lớn; trong nghiên cứu này, giá trị tới hạn được sử dụng là của Narayan (2004) phù hợp hơn cho qui mô mẫu nhỏ. Nếu thống kê kiểm định lớn hơn giá trị tới hạn trên, H_0 bị bác bỏ đồng nghĩa có tồn tại quan hệ đồng liên kết giữa các biến số.

Bước 3, trong trường hợp tồn tại quan hệ đồng liên kết, ước lượng và xác định tác động dài hạn của AP, DE và IP đến TB bằng cách chuẩn hóa $\theta_{i,1}$, $\theta_{i,2}$, $\theta_{i,3}$ theo $\theta_{i,1}$. AP được kỳ vọng tác động âm (<0) đến TB phản ánh VND lên giá làm cán cân thương mại xấu đi trong dài hạn, DE cũng được kỳ vọng tác động âm (<0) đến TB phản ánh VND giảm giá cải thiện cán cân thương mại trong dài hạn do các giá trị của DE đều âm (<0). Theo Bahmani-Oskooee & Fariditavana (2015 và 2016), tác động của tỷ giá đến TB là đối xứng hay bất đối xứng được khám phá bằng cách so sánh hệ số tác động dài hạn của AP và DE. Trong trường hợp $\theta_{21}/\theta_{11} = \theta_{22}/\theta_{11}$ có ý nghĩa thống kê, tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại có tính đối xứng trong dài hạn. Các trường hợp còn lại cho thấy tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại là bất đối xứng trong dài hạn, cụ thể: (i) θ_{21}/θ_{11} có ý nghĩa thống kê nhưng θ_{22}/θ_{11} không có

nghĩa thống kê và ngược lại; (ii) θ_{21}/θ_{11} và θ_{22}/θ_{11} đều có ý nghĩa thống kê nhưng $\theta_{21}/\theta_{11} \neq \theta_{22}/\theta_{11}$.

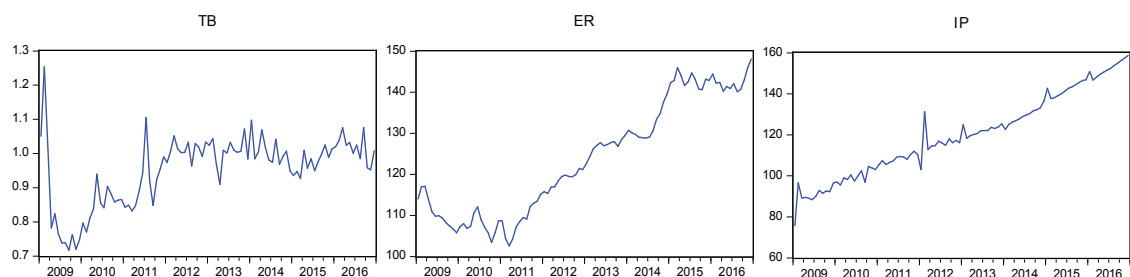
Bước 4, tác động ngắn hạn của tỷ giá đến cán cân thương mại được xác định bằng mô hình hiệu chỉnh sai số (ECM) theo phương pháp của Engle & Granger (1987) (mô hình 6)

$$\Delta TB_t = a + bT + \sum_{j=1}^{p1} c_j \Delta TB_{t-j} + \sum_{j=0}^{p21} d1_j \Delta AP_{t-j} + \sum_{j=0}^{p22} d2_j \Delta DE_{t-j} + \sum_{j=0}^{p3} e_j \Delta IP_{t-j} + \rho EC_{t-1} + \mu_t \quad (6)$$

Trong đó, EC là sai số hiệu chỉnh từ phương trình dài hạn.

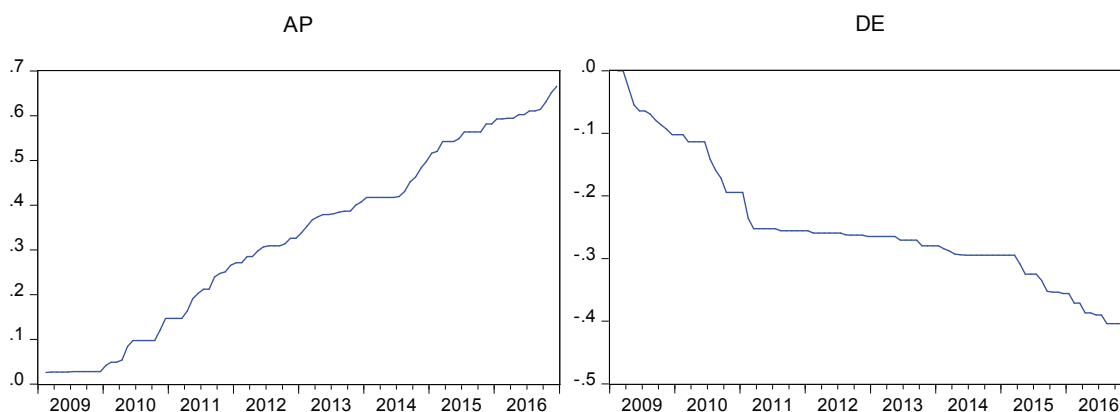
Tỷ giá có tác động đối xứng đến cán cân thương mại trong ngắn hạn khi tổng tác động của AP bằng tổng tác động của DE, $\sum d1_j = \sum d2_j$; các trường hợp khác cho thấy tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại bất đối xứng trong ngắn hạn.

Trong mô hình tuyến tính, theo Rose & Yellen (1989) nếu (i) hệ số tác động dài hạn của tỷ giá đến cán cân thương mại mang dấu âm (<0) có ý nghĩa thống kê và (ii) hệ số tác động ngắn hạn của tỷ

Hình 1. Diễn biến TB, ER và IP

Nguồn: Tính toán của tác giả

Hình 2. Diễn biến tỷ giá tăng (AP) và tỷ giá giảm (DE)



Nguồn: Tính toán của tác giả

giá đến cân cân thương mại mang dấu dương (>0) có ý nghĩa thống kê hoặc không có ý nghĩa thống kê thì đã phản ánh hiệu ứng đường cong J. Trong trường hợp ADRL phi tuyến, hiệu ứng đường cong J có thể rơi vào trường hợp toàn phần hay một phần (Bahmani-Oskooee & Fariditavana, 2015 và 2016). Hiệu ứng đường cong J toàn phần xảy ra khi cả (i) hệ số tác động dài hạn của AP âm ($\theta_{21}/\theta_1 < 0$) có ý nghĩa thống kê kết hợp với hệ số tác động ngắn hạn của AP ($\sum d1_j$) không có ý nghĩa thống kê hoặc dương ($\sum d1_j > 0$) có nghĩa thống kê và (ii) hệ số tác động dài hạn của DE âm ($\theta_{22}/\theta_1 < 0$) có ý nghĩa thống kê kết hợp

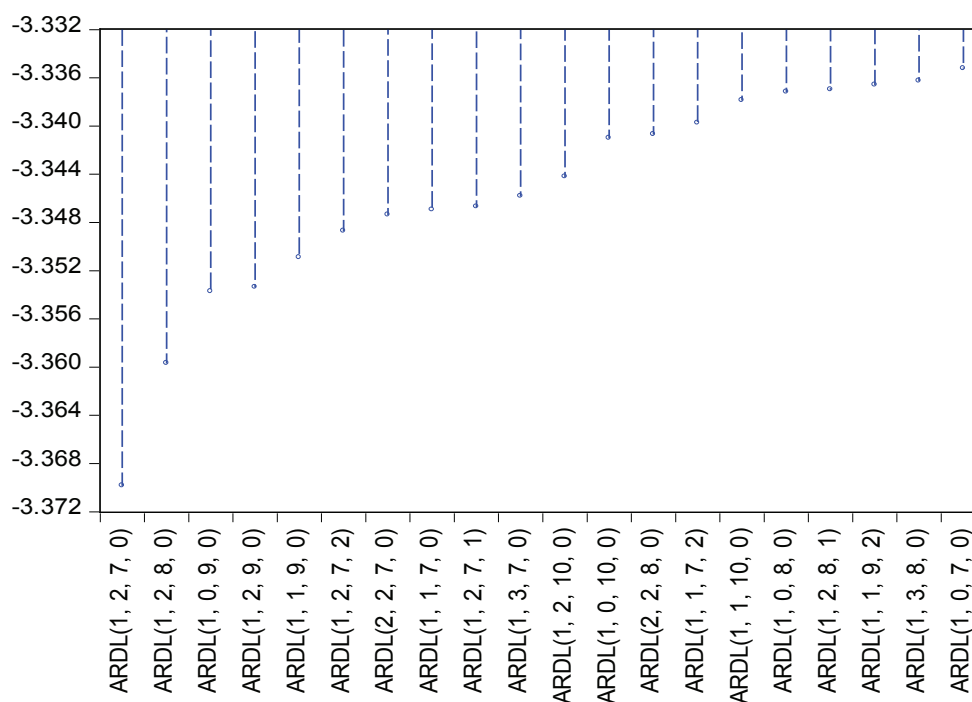
với hệ số tác động ngắn hạn của DE ($\sum d2_j$) không có ý nghĩa thống kê hoặc dương ($\sum d2_j > 0$) có ý nghĩa thống kê. Hiệu ứng đường cong J một phần xảy ra khi chỉ xảy ra (i) hoặc (ii).

4. Kết quả nghiên cứu

4.1. Phân tích thống kê mô tả

Thống kê mô tả trong bảng 1 và hình 1 cho thấy TB Việt Nam có trung bình ở mức gần cân bằng trong giai đoạn nghiên cứu, tuy nhiên phần lớn các quan sát có giá trị trên trung bình do phân phối lệch trái. Diễn biến TB có thể chia làm 2 giai đoạn, thâm

Hình 3. AIC của 20 mô hình ADRL tốt nhất



Nguồn: Tính toán của tác giả.

Bảng 2. Kết quả ước lượng mô hình dài hạn

	Mô hình dài hạn	Mô hình ngắn hạn
TB(-1)	-0,573*** (0,092)	
AP(-1)	-0,148* (0,082)	
DE(-1)	-0,763*** (0,216)	
IP ^a	-0,029*** (0,008)	
D(AP)	-0,833 (0,707)	-0,833 (0,607)
D(AP(-1))	-0,532 (0,683)	-0,532 (0,589)
D(DE)	0,929 (0,797)	0,029 (0,708)
D(DE(-1))	0,754 (0,831)	0,755 (0,770)
D(DE(-2))	0,857 (0,751)	0,857 (0,732)
D(DE(-3))	1,224* (0,741)	1,224* (0,724)
D(DE(-4))	0,917 (0,730)	0,917 (0,713)
D(DE(-5))	-1,127* (0,127)	-1,127* (0,676)
D(DE(-6))	3,169*** (0,667)	3,169*** (0,636)
EC(-1)		-0,573*** (0,089)
R ²	0,819	0,473
Adj, R ²	0,790	0,413
DW	2,168	2,167
LM(4)	1,344	1,344
RESET	1,836	1,834

() sai số chuẩn; ***, **, * lần lượt cho biết mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%

^a biến được giải thích theo dạng $Z = Z(-1) + D(Z)$

Nguồn: Tính toán của tác giả

Bảng 3. Phương trình cân bằng dài hạn sau chuẩn hóa

Biến	Hệ số ước lượng chuẩn hóa	
AP	-0,258*	(0,141)
DE	-1,332***	(0,320)
IP	-0,050***	(0,010)

$$EC = TB - (-0.258*AP - 1.2332*DE - 0.050*IP)$$

() sai số chuẩn; ***, **, * lần lượt cho biết mức ý nghĩa 1%, 5%, 10%
 Nguồn: Tính toán của tác giả

hạt lớn trước 2012 và ở mức gần cân bằng từ 2012, phản ánh cán cân thương mại đã được cải thiện trong giai đoạn này. Trong khi đó ER và IP đều có mức biến động lớn hơn TB rất nhiều với xu hướng tăng mạnh phản ánh VND lên giá thực và tăng trưởng nền kinh tế khá cao. Diễn biến của AP và DE trong hình 2 khẳng định thêm cho diễn biến tăng lần ất diễn biến giảm cả về số lần và mức độ.

4.2. Kết quả ước lượng

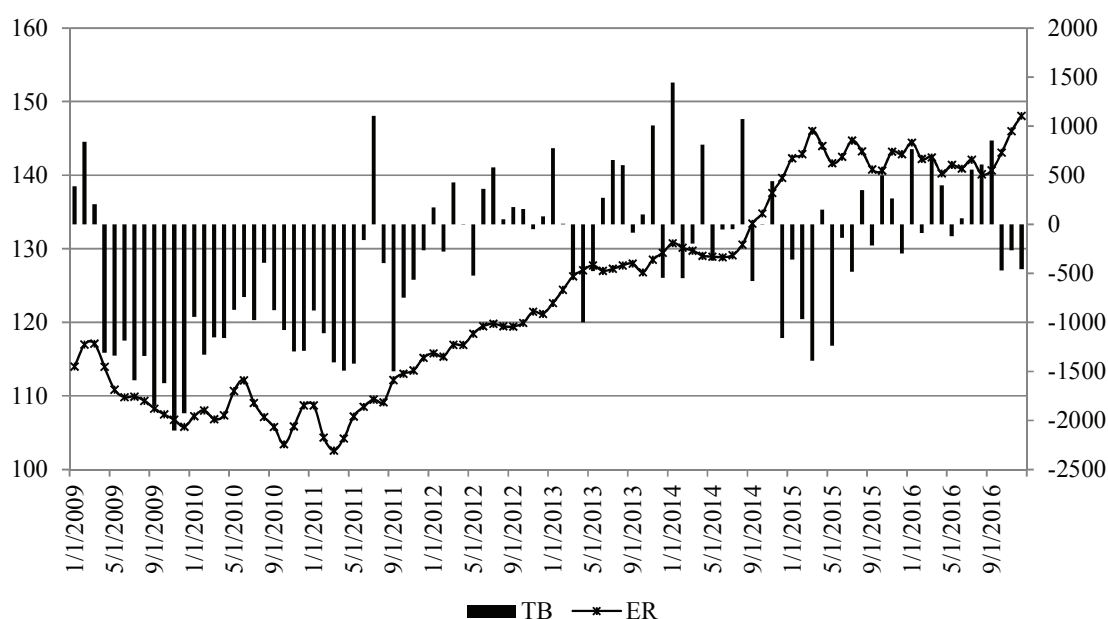
Dựa trên AIC của 23364 mô hình (Hình 3 cho thấy AIC của 20 mô hình tốt nhất), mô hình ADRL (1, 2, 7, 0) được lựa chọn không có hằng số và xu hướng. Bảng 2 cho thấy kết quả ước lượng mô hình dài hạn và ngắn hạn theo ADRL được lựa chọn.

Kiểm định đồng liên kết theo kết quả mô hình dài hạn có trị thống kê F ở mức 10.061 cao hơn giá trị tới hạn trên ở mức 1%, đồng nghĩa khẳng định tồn

tại quan hệ đồng liên kết giữa TB, AP, DE và IP. Theo kết quả này, phương trình cân bằng dài hạn sau khi chuẩn hóa vector đồng liên kết cho thấy tác động kỳ vọng và có ý nghĩa thống kê của diễn biến tỷ giá tăng và tỷ giá giảm đến cán cân thương mại (Bảng 3). Cụ thể, tỷ giá tăng 1% làm cán cân thương mại xấu đi 0,258%, trong khi tỷ giá giảm 1% làm cán cân thương mại được cải thiện 1.331%. Trong khi đó, sản lượng tăng làm cán cân thương mại xấu đi nhưng ở mức không đáng kể. Kết quả này phản ánh tỷ giá có tác động bất đối xứng đến cán cân thương mại Việt Nam với tác động mạnh vượt trội của tỷ giá giảm so với tỷ giá tăng, ủng hộ cho lập luận của Arize & cộng sự (2017).

Kết quả ước lượng tác động ngắn hạn trong bảng 2 cho thấy sai số hiệu chỉnh có giá trị âm (<0) 57,3% có ý nghĩa thống kê ở mức 1% một mặt khẳng định

Hình 4. Tỷ giá thực và cán cân thương mại Việt Nam giai đoạn 2009-2016



Nguồn: ER: Bruelgel (2017); TB: IFS (2017)

lại sự tồn tại của quan hệ cân bằng dài hạn, mặt khác cho biết mức điều chỉnh về cân bằng dài hạn. Tỷ giá tăng không có tác động có ý nghĩa thống kê đến cán cân thương mại nhưng tỷ giá giảm tác động có ý nghĩa thống kê ở bậc trễ thứ 3, 5 và 6. Tổng tác động của tỷ giá giảm có giá trị dương (>0) đúng như kỳ vọng ở mức 3,265, phản ánh cán cân thương mại xấu đi trong ngắn hạn khi VND giảm giá. Như vậy, tác động của tỷ giá đến cán cân thương mại cũng bất đối xứng trong ngắn hạn và cán cân thương mại chỉ chịu ảnh hưởng của tỷ giá giảm. Thêm vào đó, hiệu ứng đường cong J ở Việt Nam cũng tồn tại dưới dạng toàn phần theo định nghĩa của Bahmani-Oskooee & cộng sự (2016). Ngoài ra, sản lượng không ảnh hưởng đến cán cân thương mại trong ngắn hạn.

Kết quả nghiên cứu góp phần giải thích cho diễn biến lên giá thực VND và xu hướng cải thiện của cán cân thương mại Việt Nam từ năm 2009 (Hình 4). Các nghiên cứu theo tiếp cận tuyến tính để cho rằng tình trạng cải thiện cán cân thương mại từ năm 2009 không có vai trò của tỷ giá bởi VND đã lên giá rất mạnh; ở thời điểm cuối năm 2016 VND đã lên giá thực 30% so với đầu năm 2009. Tuy nhiên, nghiên cứu cho thấy rằng diễn biến tỷ giá vẫn có ảnh hưởng cải thiện cán cân thương mại dù tổng mức tăng gần gấp đôi tổng mức giảm (80% so với 48%) trong giai đoạn này, nguyên nhân là do tỷ giá giảm có tác động mạnh gấp 6 lần tỷ giá tăng.

Ghi chú:

1. Trong nghiên cứu này, tỷ giá được niêm yết theo cách gián tiếp, cho biết giá của nội tệ so với ngoại tệ.

Tài liệu tham khảo:

- Arize, A.C. & Malindretos, J. (2012), 'Nonstationarity and nonlinearity in inflation rate: Some further evidence', *International Review of Economics Finance*, 24(1), 224–234.
- Arize, A.C., Malindretos, J. & Igwe, E.U (2017), 'Do exchange rate changes improve the trade balance: An asymmetric nonlinear cointegration approach', *International Review of Economics and Finance*, 49, 313–326.
- Bahmani-Oskooee, M. & Ardalani, Z. (2006), 'Exchange rate sensitivity of U.S. trade flows: Evidence from industry data', *Southern Economic Journal*, 72(3), 542-559.
- Bahmani-Oskooee, M. (1991), 'Is there a long-run relation between the trade balance and the real effective exchange rate of LDCs?', *Economics Letters*, 36(4), 403-407.
- Bahmani-Oskooee, M. (2001), 'Nominal and real exchange rates of Middle Eastern countries and their trade performance', *Applied Economics*, 33(1), 103-111.
- Bahmani-Oskooee, M. & Aftab, M. (2017), 'Asymmetric effects of exchange rate changes on the Malaysia-EU trade: evidence from industry data', *Empirica*, 44(2), 339-365.

5. Kết luận và khuyến nghị chính sách

Bằng cách sử dụng mô hình ADRL phi tuyến tính trong giai đoạn sau khủng hoảng 2008, nghiên cứu cho thấy tỷ giá thực có tác động bất đối xứng đến cán cân thương mại Việt Nam trong cả dài hạn và ngắn hạn. Trong dài hạn, VND lên giá làm xấu đi cán cân thương mại và VND giảm giá cải thiện cán cân thương mại nhưng mức tác động của giảm giá mạnh hơn rất nhiều so với lên giá. Kết quả này cho thấy diễn biến tỷ giá vẫn có vai trò nhất định trong việc cải thiện cán cân thương mại những năm gần đây. Trong ngắn hạn, tỷ giá tăng không có ảnh hưởng đến cán cân thương mại, nhưng tỷ giá giảm làm xấu đi cán cân thương mại rất nhanh và mạnh.

Kết quả nghiên cứu cho thấy rằng việc đánh giá ảnh hưởng của diễn biến tỷ giá đến cán cân thương mại cần phân biệt diễn biến tăng và diễn biến giảm. Điều hành tỷ giá theo xu hướng giảm có thể cải thiện tình trạng cán cân thương mại trong dài hạn. Tuy nhiên, diễn biến tỷ giá không chỉ ảnh hưởng đến cán cân thương mại mà còn các vấn đề khác của nền kinh tế như nợ nước ngoài, vì vậy các quyết định điều hành tỷ giá cần được cân nhắc cẩn trọng. Trong ngắn hạn, điều hành tỷ giá cần hạn chế những biến động giảm giá VND bằng cách sử dụng linh hoạt dự trữ ngoại hối bởi ảnh hưởng nhanh và mạnh đến cán cân thương mại dễ gây áp lực đến cung cầu ngoại tệ.

- Bahmani-Oskooee, M. & Baek, J. (2016), 'Do exchange rate changes have symmetric or asymmetric effects on the trade balance? Evidence from U.S.–Korea commodity trade', *Journal of Asian Economics*, 45(C), 15-30.
- Bahmani-Oskooee, M. & Farhang, N. (1998), 'Long run price elasticities and the marshallerner condition revisited', *Economics Letters*, 61(1), 101-109.
- Bahmani-Oskooee, M. & Fariditavana, H. (2015), 'Nonlinear ADRL approach, asymmetric effects and the J-curve', *Journal of Economic Studies*, 43(3), 519-530.
- Bahmani-Oskooee, M. & Fariditavana, H. (2016), 'Nonlinear ARDL Approach and the J-Curve Phenomenon', *Open Economies Review*, 27(1), 51-70.
- Bahmani-Oskooee, M. & Kantipong, T. (2001), 'Bilateral J-curve between Thailand and her trading partners', *Journal of Economic Development*, 26(2), 107-116.
- Bernard, A.B. & Jensen, J.B (2004), 'Why some firms export', *Review of Economics and Statistics*, 86(2), 561-569.
- Bruegel (2017), *Real effective exchange rate for 178 countries*, retrieved on February, 23th 2018, from <<http://bruegel.org/2012/03/real-effective-exchange-rates-for-178-countries-a-new-database/>>.
- Caves, R.E., Frankel, J.A. & Jones, R.W. (2001), *World Trade and Payment: An Introduction*, Addison-Wesley, Boston.
- Delatte, A. & Lopez-Villavicencio, A. (2012), 'Asymmetry exchange rate passthrough: Evidence from major countries', *Journal of Macroeconomics*, 34, 833-844.
- Demian, C.V. & Di Mauro, F. (2015), 'The exchange rate, asymmetric shocks and asymmetric distributions', *ECB working paper*, No 1801., February, 23th 2018, from <<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1801.en.pdf>>.
- Edward, S. (1989), *Real exchange rate, Devaluation and Adjustment exchange rate policy in Development countries*, MIT Press, Cambridge, London.
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987), 'Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing', *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Fang, W., Lai, Y. & Miller, S.M. (2006), 'Export promotion through exchange rate changes: exchange rate depreciation or stabilization?', *Southern Economic Journal*, 72(3), 611-626.
- Goldstein, M. & Khan, M. (1985), 'Income and Price effects in International trade', In R. Jones & P. Kenen, (Ed.), *Handbook of International Economics, II*, 1042-1099.
- Gupta-Kapoor, A. & Ramkrishnan, U. (1999), 'Is there a J-curve? A new estimation for Japan', *International Economic Journal*, 13(4), 71-79.
- Harberger, A.C. (1950), 'Currency depreciation, income, and the balance of trade', *Journal of Political Economy*, 58(1), 47-60.
- Hooper, P., Johnson, K. & Marquez, J. (2000), *Trade elasticities for the G-7 countries, Princeton Studies in International Economics*, No. 87, Department of Economics, Princeton University, Princeton, New Jersey.
- IFS (International Financial Statistics) (2017), *Dữ liệu trực tuyến*, truy lần cuối cập ngày 30 tháng 4 năm 2017 tại <<http://data.imf.org>>.
- IMF (International Monetary Fund) (2006), *Exchange rates and trade balance adjustment in emerging market economies*, retrieved on February, 23th 2018, from <<https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2006/101006.pdf>>.
- Laursen, S. & Metzler, L.A. (1950), 'Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment', *The Review of Economics and Statistics*, 32, 281-299.
- Lord, M. (2002), *Vietnam's export competitiveness: Trade and Macroeconomic policy Linkages, Background paper to Vietnam exports: Policy and Prospects*, World Bank, Washington, DC.
- Magee, S.P. (1973), 'Currency contracts, pass through, and devaluation', *Brookings Papers of Economic Activity*, 1, 303-325.
- Marcus, N. (1989), 'Japanese trade elasticities and J-curve', *The review of economics and statistics*, 71(1), 175-179.
- Marwah, K. & Klein, L.R. (1996), 'Estimation of J-curves: United States and Canada', *Canadian Journal of Economics*,

29(3), 523-539.

- Narayan, P.K. (2004), 'Reformulating critical values for the Bounds F-statistics approach to cointegration: An application to the tourism demand model for Fiji', Discuss paper No. 02/04, Department of Economics, Monash University, retrieved on February, 23th 2018, from <https://www.researchgate.net/profile/Paresh_Narayan/publication/268048533_Reformulating_Critical_Values_for_the_Bounds_F_statistics_Approach_to_Cointegration_An_Application_to_the_Tourism_Demand_Model_for_Fiji/links/55d8786e08ae9d65948f8fd4/Reformulating-Critical-Values-for-the-Bounds-F-statistics-Approach-to-Cointegration-An-Application-to-the-Tourism-Demand-Model-for-Fiji.pdf>.
- Nguyen Quang My, Sayim, M. & Rahman, H. (2017), 'The impact of exchange rate on market fundamentals: A case study of J-curve effect in Vietnam', *Research in Applied Economics*, 9(1), Doi: <https://doi.org/10.5296/rae.v9i1.11019>.
- Pesaran, H.M., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001), 'Bounds testing approaches to the analysis of level relationships', *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Petrović, P. & Gligorić, M. (2010), 'Exchange rate and trade balance: J-curve effect', *Panoeconomicus*, 1, 23-41.
- Pham Thi Tuyet Trinh (2014), 'The impact of exchange rate fluctuation on trade balance in the short and long run: the case of Vietnam', *Journal of Southeast Asian Economies*, 31(3), 432-452.
- Phan Thanh Hoan & Jeong, J.Y. (2015), 'Vietnam trade balance and exchange rate: Evidence from panel data analysis', *Journal of Applied Economics and Business Research*, 5(4), 220-232.
- Rose, A. & Yellen, J. (1989), 'Is there a J-curve?', *Journal of Monetary Economics*, 24, 53-68.
- Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014), 'Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ardl framework', In Sickels, R. & Horrace, W. (Ed.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*, 281-314.
- Sollis, R. (2009), 'A simple unit root test against asymmetric STAR nonlinearity with an application to real exchange rates in nordic countries', *Economic Modelling*, 23(1), 118-125.
- Sollis, R., Leybourne, S.J. & Newbold, P. (2002), 'Tests for symmetric and asymmetric nonlinear mean reversion in real exchange rates', *Journal of Money, Credit, and Banking*, 34, 686-700.
- Thom Thi Xuan (2017), 'Exchange rate, trade balance, and the J-curve effect in Vietnam', *Asian Economic and Financial Review*, 7(9), 858-868.